ISSN (Print): 2008-6407 ISSN (Online): 2423-7248

Export Diversification and Export Incomes Fluctuation in Agricultural Sector: Application of Panel-VECM in Developed Countries

Elham Sadeghi [1], Reza Moghaddasi[1*], Safdar Hosseini[2], Amir Mohammadinejad[1]

1- Department of Agricultural Economics, Extension and Education, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.
2- Department of Agricultural Economics, University of Tehran, Karaj, Iran.

Received: 2020/06/17
Accepted: 2020/12/09
PP:143-158

Use your device to scan and read the article online

DOI:
10.30495/JAE.2023.25174.2174

Keywords:
Export Incomes Fluctuation, Export Diversification, Herfindahl Index, Love Index

Abstract

Introduction: Export diversification is key in achieving stable export income. Therefore, it seems critical to examine possible drivers of export diversification and export revenue instability.

Materials and Methods: This study examines the factors affecting export incomes fluctuation in the agricultural sector. The main objective of this study is to investigate possible relationship between the agricultural exports diversification and the export incomes stability in this sector. For this purpose, the instability of agricultural export incomes was calculated using the Love Index and the exports diversification was computed using the Herfindahl Index. The panel vector error correction model and fully modified least squares method has been used to estimate the relationship between variables in 20 developed countries over the period 2004-2018.

Findings: The findings of this study show the concentration of exports, the instability of GDP, the instability of the real exchange rate, the instability of the inflation rate are positively related to the export incomes fluctuation in of this sector.

Conclusion: These findings suggest that in order to stabilize export incomes under trade liberalization, countries need to diversify their agricultural exports and develop economic cooperation with other countries.

Citation:: Sadeghi E, Moghaddasi R, Hosseini S, Mohammadi nejad A. Export diversification and Export incomes Fluctuation in Agricultural Sector: Application of Panel-VECM in Developed Countries: Journal of Agricultural Economics Research. 2023; 14 (4):143-158

***Corresponding Author:** Reza Moghaddasi
Address: Department of Agricultural Economics, Extension and Education, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.
Tel: 00989123842641
Email: r.moghaddasi@srbiau.ac.ir

Extended Abstract

Introduction

Export incomes, like other economic variables, do not have a constant trend over time and may fluctuate. This unknown nature has costs for countries' economies. According to (2), deviations from normal limits (trend line values) are considered as instability. (4) Instability is considered as the decreasing or increasing fluctuation of the values of a variable around its trend values. Therefore, export instability also refers to the deviation of actual export values from its predicted trend. In the traditional theories of economic development, the negative consequences of macroeconomic variables' instability have been considered. According to view (6), macroeconomic instability has led to uncertainty in the economy, and this will have a negative impact on investment decisions and technological advances—the present study aimed at the factors affecting export incomes fluctuation in the agricultural sector.

Materials and Methods

This article studies the policies and factors affecting the development and stability of the export earnings of the agricultural sector in developed countries that are the leaders in expanding exports and creating diversity in this sector. The data of this research includes twenty developed countries that have the highest gross national income per capita and the value added of the agricultural sector during the years 2004-2018. The data set is extracted from sources such as World Bank, World Trade Organization. One of the main variables of this research is export diversity, which is calculated using the Herfindahl index. Love's index (11) has been used as an indicator of the fluctuation of export income of the agricultural sector. To avoid the occurrence of false regression and to determine the long-term relationship between variables, the pooling method can be useful. The purpose of panel tests is to finally answer the question of whether there is a long-term relationship or not. In recent years, limited approaches have been used to estimate panel covariance vectors. One of these approaches is (24) fully modified ordinary least squares method, which was introduced to estimate long-run panel cointegration relations and used in this paper.

Findings

The results of the unit root test show that the variables become stationary after differentiating once, in such cases the linear combination of these variables can guarantee the result of the collinearity relationship. The results of Hausman and Limer test show that the data should be estimated as a mixed data model with random effects. One of the important issues in estimating the vector error correction model is to determine the appropriate number of breaks in this model to ensure that the error sentences related to the model are stable (25). Hannan–Quinn and Schwarz Bayesian criteria determine one lag for the model, but Akaike's criteria, the final prediction error and the likelihood ratio, suggest three lags to check the relationships and fit of the model. Since the sample size is larger than 120, Therefore, the Johansen-Juselius test with an gap of two use to investigate long-term relationships. According to the static results of the variables, it can be concluded that the suspicion of false regression can be confirmed and there is a need to investigate the cointegration relationship between the variables. According to the results of the tests, most of the test statistics strongly reject the null hypothesis that there is no co-occurrence vector. Therefore, it can be said that there is a long-term relationship between the fluctuation of export earnings and other independent variables. According to the Johansen-Juselius convergence order test, the coefficient of aggregation of GDP fluctuations, export concentration, real exchange rate fluctuations, and inflation rate fluctuations in the agricultural sector are positive and significant. The coefficients of the vector error correction model show that the coefficient of the error correction sentence is approximately 0.81. This means that if a shock enters the equilibrium relationship, it will be corrected by 0.81 every year, and it will take almost a year for the total effect to disappear. The results of the estimation of the long-term relationship

of the collective panel using the fully modified ordinary least squares method show that a one percent increase in the fluctuations of the GDP increases the fluctuations of export earnings in the agricultural sector by 0.54 percent. Also, a one percent increase in the export concentration of the agricultural sector leads to an increase of 0.78 percent in the fluctuations of the export income of this sector. With an increase of one percent in real exchange rate fluctuations, export income fluctuations increase by 0.46 percent. Also, a one percent increase in the inflation rate leads to a 0.61 percent increase in the fluctuations of export earnings in the agricultural sector. It should be mentioned that all the relationships mentioned are significant at the five percent level. The result of this research showed that countries with higher stability in GDP experience more stability in agricultural export income.

Discussion

The results of the research showed that export diversity has a positive effect on the stability of export earnings of the agricultural sector, in other words, countries that have more diversity in exports experience more stability. Therefore, the non-dependence of export earnings on a product leads to greater stability of export earnings. There is a positive relationship between real exchange rate fluctuations and export income fluctuations. Therefore, appropriate foreign exchange policies to reduce real exchange rate fluctuations and the continuation of these policies in developed countries will help to stabilize the export earnings of the agricultural sector and maintain their position in the international markets.

Conclusion

Finally, according to the findings of the present study, it can be concluded that the concentration of exports, the instability of the GDP, the instability of the real exchange rate, the instability of the inflation rate are directly related to the fluctuation of the export income of this sector.

Funding

No funding is received in conducting this study.

Conflicts of interest

The authors declared no conflict of interest.

شاپا الکترونیکی: ۷۲۴۸-۲۴۲۳ شاپا چاپی: ۶۴۰۷-۲۰۰۸

مقاله پژوهشی

تنوع صادرات و نوسان درآمدهای صادراتی در بخش کشاورزی: کاربردی از مدل تصحیح خطای برداری پانلی در کشورهای توسعه یافته

الهام صادقی[۱]، رضا مقدسی*[۱]، سید صفدر حسینی[۲]، امیر محمدی نژآد [۱]

۱- گروه اقتصاد، ترویج و آموزش کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات ، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

۲- گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۳/۲۸
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۹/۱۹
شماره صفحات: ۱۵۸-۱۴۳

از دستگاه خود برای اسکن و خواندن مقاله به صورت آنلاین استفاده کنید

DOI: 10.30495/JAE.2023.25174.2174

واژه‌های کلیدی:
نوسان درآمدهای صادراتی، تنوع صادرات، شاخص هرفیندال، شاخص لاو

چکیده

مقدمه و هدف: تنوع صادرات نقشی اساسی در دست‌یابی به درآمدهای صادراتی پایدار ایفا می نماید. از این رو شناسایی عوامل موثر بر تنوع صادرات و بی ثباتی درآمدهای صادراتی مهم و ضروری به نظر می‌رسد.

مواد و روش‌ها: در این پژوهش به بررسی عوامل موثر بر نوسان درآمدهای صادراتی بخش کشاورزی پرداخته شده است. هدف اصلی این مقاله بررسی این پرسش است که آیا رابطه مستقیمی بین تنوع صادرات بخش کشاورزی با ثبات درآمدهای صادراتی این بخش وجود دارد یا نه. برای این منظور از شاخص هرفیندال برای محاسبه تنوع صادرات بخش کشاورزی، از شاخص لاو برای محاسبه نوسان درآمدهای صادراتی این بخش، از الگوی تصحیح خطای برداری پانلی و روش حداقل مربعات اصلاح شده برای برآورد ارتباط بین متغیرها در بیست کشور توسعه یافته طی دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۴ استفاده شده است.

یافته‌ها: یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که تمرکز صادرات، بی‌ثباتی تولید ناخالص داخلی، بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی، بی‌ثباتی نرخ تورم با نوسان درآمدهای صادراتی این بخش ارتباط مستقیم دارد.

بحث و نتیجه‌گیری: از این یافته‌ها می‌توان نتیجه گرفت که برای دست‌یابی به ثبات درآمدهای صادراتی، کشورها باید صادرات محصولات کشاورزی خود را تنوع بخشیده و همکاری‌های اقتصادی خود را با سایر کشورها توسعه دهند.

* **نویسنده مسئول:** رضا مقدسی
نشانی: گروه اقتصاد، ترویج و آموزش کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
تلفن: ۰۹۱۲۳۸۴۲۶۴۱
پست الکترونیکی: r.moghaddasi@srbiau.ac.ir

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مقدمه

ثبات درآمدی از مهم‌ترین عوامل تاثیرگذار بر برنامه‌ریزی اقتصادی کشورهاست. یکی از اهداف مهم در هر سیستم اقتصادی، تضمین رشد اقتصادی بالا و پایدار می‌باشد. بدین منظور، ایجاد و حفظ محیط امن و پایدار در سطح کلان مهم است. از سوی دیگر، درآمد فعلی کشورها یکی از کلیدهای دست‌یابی به اهداف کوتاه‌مدت و میان‌مدت است (۱). درآمدهای صادراتی همانند سایر متغیرهای اقتصادی، در طول زمان، روند یکنواختی نداشته و ممکن است نوساناتی داشته باشد. این طبیعت ناشناخته، هزینه‌هایی برای اقتصاد کشورها به دنبال دارد. از نظرکوپاک (۲) انحراف از حد نرمال (معمولاً مقادیر خط روند) به عنوان بی‌ثباتی تلقی می‌شود (۳).

با استفاده از نظریه درآمد دائمی فریدمن نشان داده شد که تغییرات درآمدهای صادراتی دارای سه جزء تغییرات دائمی، زودگذر و پیش‌بینی نشده‌اند که اجزای زودگذر و پیش‌بینی‌نشده، معادل با بی‌ثباتی است. گولمانت و همکاران (۴) بی‌ثباتی را نوسان کاهنده یا فزاینده‌ی مقادیر یک متغیر حول مقادیر روند خود می‌دانند. بنابراین، بی‌ثباتی صادرات نیز به انحراف مقادیر واقعی صادرات از روند پیش‌بینی‌شده آن اطلاق می‌شود. در نظریه‌های سنتی توسعه اقتصادی، پیامدهای منفی بی‌ثباتی متغیرهای کلان اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است.

برای مثال میردال (۵) بر این باور است که بی‌ثباتی قیمت محصولات صادراتی در شرایطی که قیمت به سمت پایین چسبنده باشد، به تورم اقتصادی منتهی می‌شود که کسری بودجه، چرخه متقابلی در جهت تعادل اقتصادی نشان داده و به دلیل وجود اثر چرخ دنده‌ای، رابطه مثبتی میان کسری بودجه و بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی مشاهده می‌شود. براساس نظریه کینس (۶) بی‌ثباتی کلان اقتصادی به نااطمینانی در اقتصاد منجرشده و این امر بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاری و پیشرفت‌های تکنولوژیکی تأثیر منفی خواهد گذاشت. البته، این نظریه در مطالعات هریشمن (۷) و فریدمن (۸) مورد انتقاد قرار گرفته است. هریشمن (۷) نشان داد که نوسانات درآمدهای صادراتی در کوتاه مدت به طور قابل توجهی واردات کالاهای ساخته شده را کاهش داده و این امر به نفع صنایع تولید داخلی خواهد بود. به اعتقاد فریدمن، در این رابطه براساس نظریه درآمد دائمی، بی‌ثباتی درآمدی به افزایش نرخ پس انداز منجر می‌شود، لذا آزادسازی بازارکالاهای اولیه، سهم درآمدهای صادراتی را از بنگاه‌های دولتی به بخش خصوصی منتقل می‌کند. در ادبیات اقتصادی بر رابطه بین نوسان صادرات کالای اولیه و رقابت‌پذیری در کوتاه‌مدت بسیار تأکید شده است، اما در بلندمدت بی‌ثباتی این گونه درآمدها می‌تواند به نوسانات رشد اقتصادی منجر شود. یکی از اهداف مهم هر سیستم اقتصادی، تضمین رشد اقتصادی بالا و پایدار است. برای دست‌یابی به چنین نرخ رشد، ایجاد و حفظ یک محیط امن و پایدار در سطح کلان مهم است. به عبارت دیگر، چنین محیطی پیش شرط اصلی رشد اقتصادی پایدار است. از سوی دیگر، درآمد فعلی یکی از تعیین‌کننده‌ها و کلیدهای دست‌یابی به اهداف کوتاه-مدت و میان‌مدت است. در زمینه نوسان درآمدهای صادراتی مطالعاتی انجام شده است که از آن جمله می‌توان به ماسل (۹) اشاره کرد که با استفاده از داده‌های تابلویی در دوره ۶۶-۱۹۵۰ در ۳۶ کشور در حال توسعه و ۱۹ کشور توسعه یافته نشان داد که تمرکز کالایی، اندازه بخش صادرات و نسبت صادرات مواد غذایی به کل درآمد صادراتی بر بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی مؤثر می‌باشند. نایا (۱۰) نشان داد که متغیرهای تمرکز جغرافیایی و اندازه بخش صادرات بر بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی کشورهای درحال توسعه‌ی آسیایی مؤثر است. لاو (۱۱) در دوره ۷۹-۱۹۶۹ نشان داد که برای هر ۱۲کشور در حال‌توسعه، ارتباط معنی‌داری بین شاخص بی‌ثباتی درآمد صادراتی و یکی از سه معیار تمرکز کالایی وجود دارد. السموری (۱۲) در مطالعه ای در مورد ۵۰ کشور در حال توسعه، نشان داد که ادعای کشورهای در حال‌توسعه مبنی بر اثر منفی شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز بعد از سال ۱۹۷۳ بر روی ثبات درآمدهای صادراتی، دارای اعتبار اندک است. طارق و نجیب (۱۳) با بررسی دلایل بی‌ثباتی درآمد صادراتی پاکستان در دوره ۱۹۹۰-۱۹۷۰ نشان دادند که ارتباط بین بی‌ثباتی درآمد صادراتی و تمرکز کالایی، در پاکستان بسیار قوی است. هجبرکیانی و نیک اقبال (۱۴) برای دوره زمانی ۷۶-۱۳۴۵در ایران نشان دادند که انحراف نرخ واقعی ارز از مسیر تعادلی بلندمدت، نوسان‌های نرخ واقعی ارز تاثیر منفی بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی داشته‌است. واسیم (۱۵) با استفاده از سری-های زمانی ۲۰۰۱-۱۹۷۳ در پاکستان نتیجه‌گیری کردند که رابطه مثبت بین رشد اقتصادی و بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی وجود دارد. بیلکوییست و مختار (۱۶) رابطه بین بی‌ثباتی صادرات، نوسان درآمدهای ارزی و رشد اقتصادی در هند را با استفاده از آزمون همگرایی و مدل تصحیح خطای برداری در طی دوره زمانی ۱۹۶۰-۲۰۰۸ بررسی کرده و نشان دادند که رابطه طولانی‌مدت بین ناپایداری درآمد صادراتی، بی‌ثباتی تجارت، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی وجود داشته و رابطه یک طرفه بین ناپایداری درآمد صادرات و بی‌ثباتی تجارت با رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری وجود دارد. فخرایی و احمدی (۱۷) به این نتیجه رسیدند که در بلندمدت و کوتاه مدت رابطه‌ی مثبتی بین تمرکز جغرافیایی، بی‌ثباتی نرخ ارز موثر واقعی و نوسان درآمدهای ارزی صادرات نفت با بی‌ثباتی درآمدهای ارزی صادرات غیر نفتی ایران برای سال های ۸۶-۱۳۵۰ وجود دارد. سیوارجه (۱۸) در سریلانکا نشان داد که نوسانات نرخ تورم رابطه مستقیمی با نوسانات نرخ ارز و تمرکز صادرات محصول چای دارد. زارع مهرجردی و همکاران (۱) در ایران طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۷۳ نشان دادند که شکاف نرخ ارز و ناپایداری تولید پسته رابطه مستقیم با بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی و تنوع صادرات رابطه غیر مستقیم با آن دارد. . سالاری و همکاران (۱۹) با بررسی عوامل موثر بر تجارت محصولات کشاورزی با تاکید بر درآمدهای نفتی در ایران با استفاده از خطای‌برداری نشان دادند که متغیر نرخ ارز حقیقی تاثیر مثبت بر صادرات این بخش دارد. ناظمی (۲۰) با بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر صادرات غیر نفتی در ایران نشان داد که ارتباط معنی‌داری بین نرخ ارز، نرخ تورم و صادرات غیرنفتی وجود دارد. ویژگی مشترک مطالعات گذشته این است که بر تاثیرات گسترده تنوع صادرات بر ثبات درآمدهای صادراتی در سطح کل اقتصاد متمرکز شده‌اند و اقدامات اندکی در سطح بخش انجام شده است.

بنابراین، هدف اصلی این مقاله عدم وجود دانش کاربردی (نه تئوری) در مورد اثرات احتمالی گسترش تنوع محصولات صادراتی بر ثبات درآمدهای صادراتی بخش کشاورزی به عنوان اصلی‌ترین منبع تأمین‌کننده مواد غذایی در کشورهای‌منتخب است.

مواد و روش ها

این مقاله سیاست‌ها و عوامل موثر بر توسعه و ثبات درآمدهای صادراتی بخش کشاورزی درکشورهای توسعه یافته که پیشرو در گسترش صادرات و ایجاد تنوع در این بخش می‌باشند را مورد مطالعه قرار می‌دهد که می‌توانند به عنوان الگویی جهت کشورهای در حال توسعه از جمله ایران باشد که سهم عمده ای از درآمدهای‌شان به صادرات مواد معدنی و نفت وابسته است زیرا اقتصادهای وابسته به درآمدهای صادراتی، با قرار دادن صادرات خود در گروههای کالایی متفاوت می‌توانند در صورت بروز نوسانات و شوک‌ها مقدار آسیب به کل نظام اقتصادی را کاهش داده و درآمدهای صادراتی کمتر دچار نوسان شود، به بیان‌دیگر، متنوع سازی صادرات می‌تواند نوسانات ناشی از حضور اقتصاد را در تجارت جهانی تعدیل کند. داده‌های این پژوهش شامل بیست کشور توسعه یافته می‌باشد که دارای بیش‌ترین مقدار درآمد ناخالص ملی سرانه و ارزش افزوده بخش کشاورزی طی سال‌های ۲۰۱۸-۲۰۰۴ هستند. مجموعه داده ها از منابعی مانند بانک جهانی، سازمان تجارت جهانی استخراج شده است. یکی از متغیرهای اصلی این پژوهش تنوع صادرات می باشد که با استفاده از شاخص هرفیندال محاسبه شده است. داده های مربوط به این شاخص از بانک اطلاعات تجارت کالا در سازمان ملل تهیه شده است. شاخص هرفیندال به عنوان مجموع مربعات سهم بازار تعریف شده است که با استفاده از فرمول زیر محاسبه می شود:

$$E_{it} = \sum_{j=1}^{N}(S_{jit})^2 \qquad (۱)$$

در این فرمول، N تعداد کالاها است، S_{jit} ارزش صادرات کالای (j) به عنوان سهم از کل ارزش صادرات کشاورزی برای کشور (i) در سال (t) است. هرچه این شاخص به صفر نزدیک تر باشد، صادرات محصولات کشاورزی متنوع‌تر است. از شاخص لاو (۱۱) به عنوان شاخص نوسان درآمد صادراتی بخش کشاورزی استفاده شده است. برای مثال معیار بی ثباتی درآمد حاصل از صادرات بخش کشاورزی بر اساس این شاخص به صورت زیر تعریف شده است:

$$IR_t = |(R_t - TR_t)/TR_t| \times 100 \qquad (۲)$$

که در این فرمول، R_t بیانگر ارزش درآمد صادراتی بخش کشاورزی در سال t و TR_t روند خطی درآمد صادراتی بخش کشاورزی است.

همچنین، معیار بی‌ثباتی ارزش افزوده بخش کشاورزی به صورت زیر تعریف می شود:

$$IV_t = |(GDP_t - TGDP_t)/GDP_t| \times 100 \qquad (۳)$$

که در این فرمول، GDP_t بیانگر تولید ناخالص داخلی در سال t و $TGDP_t$ روند خطی تولید ناخالص داخلی است.

معیار بی ثباتی نرخ ارز حقیقی با استفاده از فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$IEX_t = |(EX_t - TEX_t)/TEX_t| \times 100 \qquad (۴)$$

که در این فرمول، EX_tبیانگر نرخ ارز حقیقی بخش کشاورزی در سال t و TV_t خطی نرخ ارز حقیقی بخش کشاورزی است.

با توجه به مطالعات گذشته، می‌توان گفت که تمامی معیارهای بی¬ثباتی یا نوسان به نوع روند مربوط می‌شود. در بیش‌تر مطالعات تجربی، فرم‌های نمایی و خطی به صورت زیر استفاده شده اند.

$$X_t = \beta_0 + \beta_1 T \qquad (۵)$$

$$X_t = exp(\beta_0 + \beta_1 T) \qquad (۶)$$

در معادلات برآورد شده، از بین دو فرم نمایی و خطی، تنها به معنی دار بودن ضرایب و بالابودن ضریب تعیین توجه می‌شود.

بررسی وجود هم‌جمعی متغیرها در داده های ترکیبی (پانلی) نیز مانند داده¬های سری زمانی اهمیت دارد. زمانی که شواهدی مبنی بر وجود ریشه واحد در داده‌ها وجود داشته باشد، برای پرهیز از وقوع رگرسیون کاذب و نیز تعیین رابطه بلندمدت بین متغیرها، روش هم‌جمعی می‌تواند مفید واقع شود. آزمون های متعددی برای آزمودن هم‌جمعی ارائه شده اند که از آن جمله می‌توان به آزمون (۲۵) اشاره کرد. آزمون هم‌جمعی پدرونی از پسماندهای تخمین زده شده و حاصل از رگرسیون بلندمدت استفاده می‌کند و شکل کلی آن به صورت زیر است:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_{it} + \beta_{1i}x_{1it} + \beta_{2i}x_{2it} + \cdots \beta_{mit}x_{mit} + \varepsilon_{it} \qquad (۷)$$

که در آن i=1,2,....,N برای هر یک از بخش های موجود در مدل و t=1, 2, ..., T اشاره به دوره زمانی داشته و m به تعداد متغیرهای توضیحی اشاره دارد. α_i و δ_i امکان بررسی اثرات خاص بخش‌ها و هم‌چنین، روندهای معین را فراهم می‌کند. ε_{it}پسماندهای تخمین زده شده از روابط بلندمدت است. این معادله نشان می دهد که تمامی ضرایب و به تبع آن بردارهای هم‌جمعی در بین مقاطع تغییر می‌کند. پدرونی هفت آماره گوناگون در دو گروه متمایز جهت بررسی و آزمون فرض صفر مبتنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی در مدل های پنل ناهمگن معرفی کرد. گروه نخست بررسی ناهمگنی در بین بخش‌ها را فراهم آورده و گروه دوم امکان ناهمگنی بین بخش ها را فراهم می سازد.

جوهانسن (۲۱) لزوم وارد کردن متغیرهای قطعی در الگو را به صورت توأم با تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی مطرح کرد. برای این منظور از آزمونهای اثر و آماره مقدار ویژه بیشینه استفاده می شود. با استفاده از آزمون های همگرایی یوهانسون- یوسیلیوس، بردارهای هم‌جمعی تعیین می شود و از آنها برای شناسایی روابط تعادلی بلندمدت استفاده می گردد. به باور گرنجر، در صورت وجود یا رابطه هم‌جمعی بین دو متغیر، علیت به مفهوم گرنجری حداقل در یک سو (یک سویه یا دو سویه) بین آنها وجود خواهد داشت. به هر حال، اگر چه آزمون هم‌جمعی می‌تواند وجود یا نبود رابطه علیت گرنجری بین متغیرها را معین کند، اما نمی‌تواند جهت رابطه علیت

را مشخص کند. لذا، نفرستی (۲۳) عنوان می‌کنند که اگر دو متغیر هم انباشته یا هم‌جمع باشند، همواره یک الگوی تصحیح خطای برداری پانل بین آنها وجود خواهد داشت. در نتیجه، می‌توان برای بررسی رابطه‌علیت گرنجری بین متغیرها از این نوع الگو استفاده کرد. مبنای

آماری استفاده از مدل‌های تصحیح خطای برداری وجود هم‌جمعی بین متغیرهای اقتصادی است (۲۴).

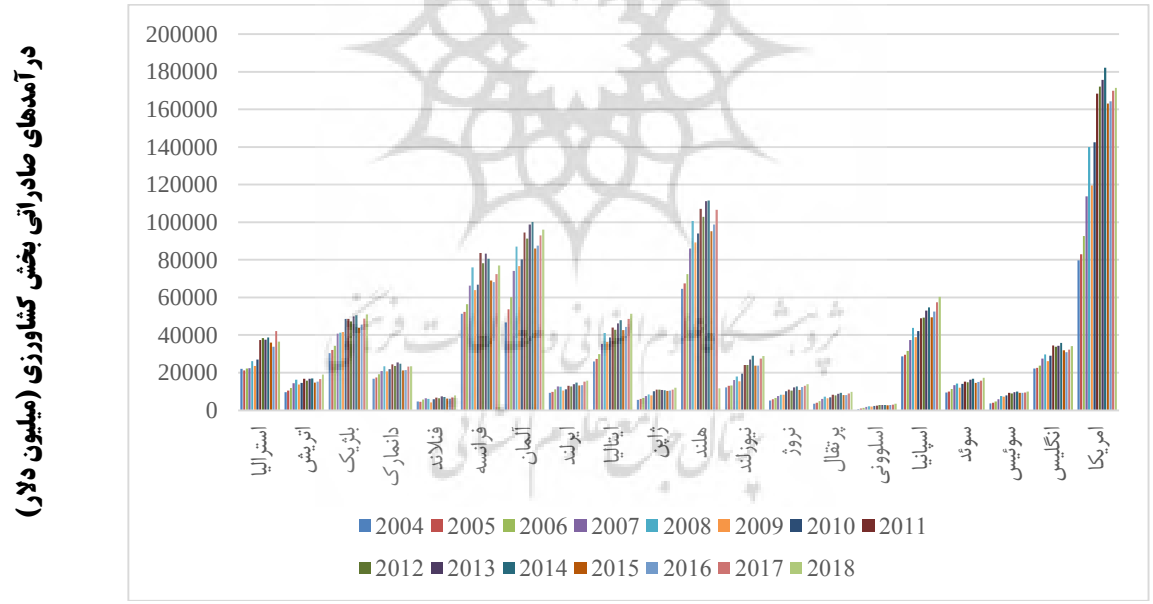
هدف آزمون های هم‌جمعی پنل در نهایت، پاسخ به این پرسش است که آیا رابطه ی بلندمدتی وجود دارد یا نه؟ با فرض تایید وجود هم‌جمعی پانل گام بعدی تخمین بردار هم‌جمعی پانل است. در سالیان اخیر رویکردهای محدودی برای تخمین بردار هم‌جمعی پانل¬ها مورد استفاده قرار گرفته است. یکی از این رویکردها روش حداقل مربعات معمولی کاملا اصلاح شده است که توسط گجراتی (۲۵) برای تخمین روابط بلندمدت هم‌جمعی پانل معرفی شده است. بر اساس این روش می‌توان روابط بین متغیرها را به صورت زیر نشان داد:

$$.lnR_{it} = f(\beta_1 lnGDP_{it}, \beta_2 lnE_{it}, \beta_3 lnEX_{it}, \beta_4 lnI_{it}) \quad (۸)$$

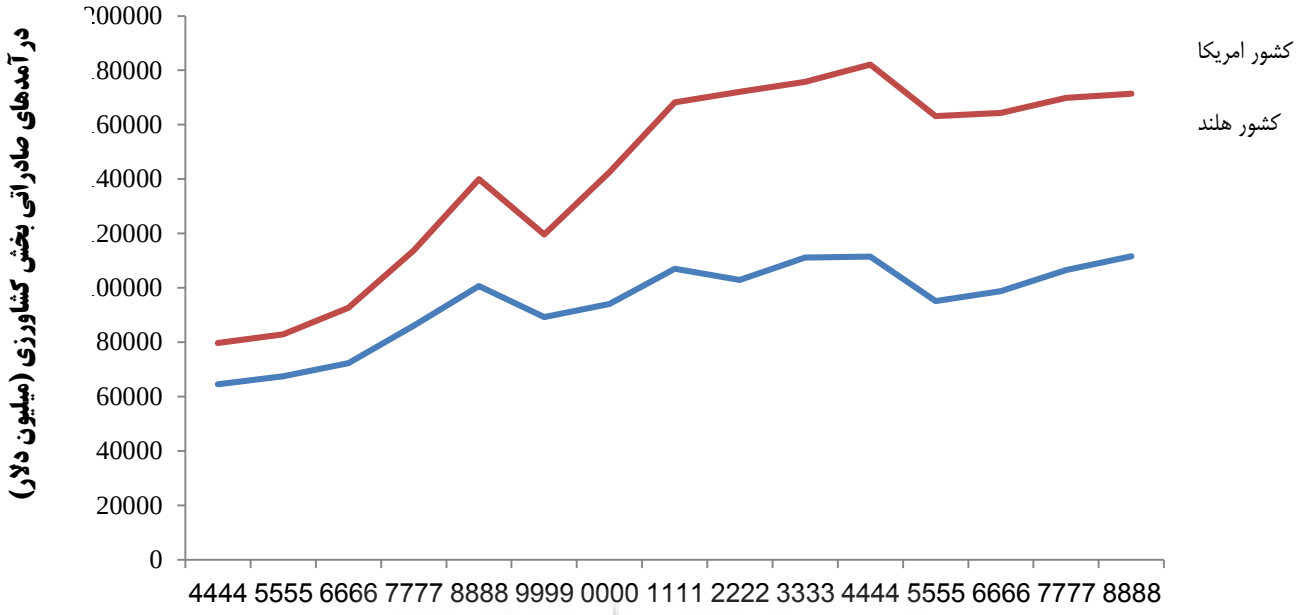
در این فرمول lnR_{it}نوسان درآمدهای صادراتی بخش کشاورزی، GDP_{it} نوسان تولید ناخالص داخلی ،، E_{it}تمرکز صادرات، EX_{it} نوسان نرخ ارز حقیقی I_{it} نوسان نرخ تورم می‌باشد که انتظار می رود هر چهار متغیر مستقل یاد شده تاثیر مثبت یا مستقیم بر نوسان درآمدهای صادراتی بخش کشاورزی داشته باشند. اندیس های i و t به ترتیب کشور و زمان را نشان می‌دهند.

نتایج و بحث

در نمودار (۱) درآمدهای صادراتی بخش کشاورزی در بیست کشور توسعه یافته منتخب نشان داده شده است. روند درآمد صادراتی کشاورزی در این کشورها نشان‌دهنده عدم ثبات و نوسان می‌باشد. همچنین، در نمودار (۲) درآمدهای صادراتی کشاورزی مربوط به دو کشور امریکا و هلند (دارای بالاترین درآمد صادراتی بخش کشاورزی در سال ۲۰۱۸) نشان داده شده است. خط بالا مربوط به کشور امریکا و خط پایین متعلق به کشور هلند است. از نمودار کاملا مشخص است که درآمدهای صادراتی بخش کشاورزی در طی سال‌های مورد بحث دارای نوسان است. یعنی تا سال ۲۰۰۸ روند افزایشی داشته بین سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۰۸ این روند کاهشی بوده و در ادامه تا سال ۲۰۱۴ روند افزایشی به خود گرفته و در سال ۲۰۱۵ این روند کاهش یافته و از سال ۲۰۱۶ این روند دوباره رو به افزایش گذاشته است.



نمودار ۱- درآمد صادراتی بخش کشاورزی در کشورهای توسعه یافته طی سال های ۲۰۱۸-۲۰۰۴



نمودار ۲- روند درآمد های صادراتی بخش کشاورزی کشورهای آمریکا و هلند

در ادامه لازم است پایایی متغیرهای به کار گرفته شده در مدل بررسی شود. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد در جدول (۱) ارائه شده است. با توجه به نتایج بدست آمده، متغیرها در سطح ایستا نمی‌باشند، اما پس از یکبار تفاضل‌گیری تمامی متغیرها ایستا می‌شوند، در چنین مواردی ترکیب خطی این متغیرها می‌تواند نتیجه رابطه هم‌جمعی را تضمین کند.

جدول ۱- نتایج آزمون ایستایی

متغیرها	آماره ایم، پسران و شیم		آماره براتینگ		آماره هادری	
	درجه ایستایی		درجه ایستایی		درجه ایستایی	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
نوسان درآمدهای صادراتی	ns-۰/۰۰۶	**-۵/۹۶	ns-۱/۰۶	ns۳/۸۱	**۳/۵	ns۱/۰۲
تمرکز صادرات	ns۰/۳۵	ns۲/۵۸	ns-۰/۰۳۶	**-۲/۹۲	**۹/۴۸	ns-۰/۱۱
نوسان نرخ ارز حقیقی	ns-۰/۸۶	**-۵/۱۷	ns۱/۳۹	**-۳/۴۹	**۲/۶۸	ns-۰/۱۹
نوسان تولیدناخالص داخلی	ns۰/۵۹	**-۳/۱۹	ns۱/۴۷	**-۲/۱۶	**۷/۰۰۲	ns-۰/۲۲
نوسان نرخ تورم	ns۰/۳۳	**-۲/۷۲	ns-۰/۲۷	**-۲/۰۷	**۲/۲۸	ns-۱/۱۶

منبع: یافته های پژوهش

** معنی داری در سطح ۵ ٪ و ns غیرمعنی‌دار

در استفاده از الگوی داده‌های ترکیبی قبل از برآورد الگو افزون بر انجام آزمون ریشه واحد، انجام دو آزمون همگنی و هاسمن دارای اهمیت است. آزمون همگنی به منظور تعیین برابری عرض از مبداها (مدل داده‌های تجمیعی) با حالت تفاوت در عرض از مبداء (مدل داده های ترکیبی) است و به کمک آماره F لیمر انجام می‌شود. فرضیه صفر این آزمون یکسان بودن اثر هر کشور (برابری عرض از مبدا) می‌باشد. آزمون هاسمن نیز به‌منظور انتخاب بین روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی انجام می‌گیرد که نتایج هر دو آزمون در جدول (۲) آورده شده است. با توجه به

معنی‌دار بودن آماره در سطح احتمال پنج درصد، فرضیه برابری عرض از مبداها رد شده و مدل بصورت پنل برآورد می‌شود.

جدول۲-آزمون F- لیمر و هاسمن

آزمون	ضریب	نتیجه
F- لیمر	*۲۰/۸۹	برتری مدل پانل (ترکیبی)
هاسمن	ns۴/۴۸	برتری مدل با اثرات تصادفی

منبع: یافته های پژوهش *** معنی داری در سطح ۱ ٪ ، ** در سطح ۵ ٪ ، * در سطح ۱۰٪ و ns غیر معنی دار

نتایج آزمون هاسمن در جدول (۲) نشان می‌دهد که داده ها به صورت مدل داده های ترکیبی با اثرات تصادفی برآورد شوند. فرض صفر این آزمون به عنوان برتری مدل اثرات تصادفی تعریف شده است.

در گام بعد برای بررسی روابط بلند مدت میان متغیرهای الگو، مرتبه همگرایی باید آزمون شود. از آنجا که تعداد متغیرها بیش از دو متغیر است، استفاده از آزمون یوهانسون- یوسیلیوس بر روش انگل گرنجر ارجحیت دارد. بمنظور بررسی روابط بلندمدت بین متغیرهای شناسایی شده با بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی بخش کشاورزی از آزمون یوهانسون- یوسیلیوس به صورت دو به دو استفاده شد. هم‌چنین، جهت تعیین روابط علیت بین متغیرها آزمون علیت انجام شد که نتایج آن در جداول (۳)، (۴)، (۵) و (۶) ارائه شده است:

جدول ۳- آزمون های تعیین مرتبه همگرایی یوهانسون- یوسیلیوس و علیت، متغیرهای بی ثباتی تولید ناخالص داخلی و نوسان درآمدهای صادراتی کشاورزی

فرض صفر	آماره اثر	آماره مقدار ویژه	مقدار بحرانی	سطح احتمال
R=0	۶۵/۵۴	۰/۲۳	۱۵/۴۹	۰/۰۰
R=0	۲۸/۷۸	۰/۱۴	۳/۸۴	۰/۰۰

متغیر وابسته	متغیر تاثیرگذار	آماره کای اسکوئر	درجه آزادی	سطح احتمال	نتایج
نوسان درآمدهای صادراتی	نوسان تولید ناخالص داخلی	۴/۴۸	۱	**۰/۰۳۱	رد فرض صفر **(وجود رابطه یک سویه)
نوسان درآمدهای صادراتی	همه متغیرها	۳/۶۲	۱	**۰/۰۴۳	رد فرض صفر** (تایید رابطه یک سویه با متغیرهای الگو
نوسان تولید ناخالص داخلی	نوسان درآمدهای صادراتی	۴/۸۴	۱	**۰/۰۳۱	رد فرض صفر **(وجود رابطه یک سویه)
نوسان تولید ناخالص داخلی	همه متغیرها	۳/۶۲	۱	**۰/۰۴۳	رد فرض صفر** (تایید رابطه یک سویه با متغیرهای الگو

منبع: یافته های پژوهش *** معنی داری در سطح ۱ ٪ ، ** در سطح ۵ ٪ ، * در سطح ۱۰٪

جدول ۴- آزمون های تعیین مرتبه همگرایی یوهانسون- یوسیلیوس و علیت، متغیرهای بی ثباتی نرخ ارز حقیقی و نوسان درآمدهای صادراتی کشاورزی

فرض صفر	آماره اثر	آماره مقدار ویژه	مقدار بحرانی	سطح احتمال
R=0	۸۳/۳۲	۰/۲۱	۱۵/۴۹	۰/۰۰
R=0	۳۰/۸۶	۰/۱۲	۳/۸۴	۰/۰۰

متغیر وابسته	متغیر تاثیرگذار	آماره کای اسکوئر	درجه آزادی	سطح احتمال	نتایج
نوسان درآمدهای صادراتی	بی ثباتی نرخ ارز حقیقی	۴/۸۵	۱	۰/۰۱۲**	رد فرض صفر **(وجود رابطه یک سویه)
نوسان درآمدهای صادراتی	همه متغیرها	۴/۲۱	۱	۰,۰۳۲**	رد فرض صفر** (تایید رابطه یک سویه با متغیرهای الگو
بی ثباتی نرخ ارز حقیقی	نوسان درآمدهای صادراتی	۴/۸۵	۱	۰/۰۱۲**	رد فرض صفر **(وجود رابطه یک سویه)
بی ثباتی نرخ ارز حقیقی	همه متغیرها	۴/۲۱	۱	۰/۰,۳۲**	رد فرض صفر** (تایید رابطه یک سویه با متغیرهای الگو

منبع: یافته های پژوهش *** معنی داری در سطح ۱ ٪ ،** در سطح ۵ ٪ ، * در سطح ۱۰٪

جدول ۵- آزمون تعیین مرتبه همگرایی یوهانسون- یوسیلیوس و علیت، متغیرهای تمرکز صادرات و نوسان درآمدهای صادراتی کشاورزی

فرض صفر	آماره اثر	آماره مقدار ویژه	مقدار بحرانی	سطح احتمال
R=0	۵۸/۱۸	۰/۲۱	۱۵/۴۹	۰/۰۰
R=0	۵۷/۴۹	۰/۲۱	۳/۸۴	۰/۰۰

متغیر وابسته	متغیر تاثیرگذار	آماره کای اسکوئر	درجه آزادی	سطح احتمال	نتایج
نوسان درآمدهای صادراتی	تمرکز صادرات	۱/۹۴	۱	۰/۰۷**	رد فرض صفر **(وجود رابطه یک سویه)
نوسان درآمدهای صادراتی	همه متغیرها	۲/۳۸	۱	۰/۰۴۹**	رد فرض صفر** (تایید رابطه یک سویه با متغیرهای الگو
تمرکز صادرات	نوسان درآمدهای صادراتی	۱/۹۴	۱	۰/۰۱۷**	رد فرض صفر **(وجود رابطه یک سویه)
تمرکز صادرات	همه متغیرها	۲/۳۸	۱	۰/۰۴۹**	رد فرض صفر** (تایید رابطه یک سویه با متغیرهای الگو

منبع: یافته های پژوهش *** معنی داری در سطح ۱ ٪ ،** در سطح ۵ ٪ ، * در سطح ۱۰٪

جدول ۶- آزمون های تعیین مرتبه همگرایی یوهانسون- یوسیلیوس و علیت، متغیرهای نوسان نرخ تورم و نوسان درآمدهای صادراتی کشاورزی

فرض صفر	آماره اثر	آماره مقدار ویژه	مقدار بحرانی	سطح احتمال
R=0	۸۷/۵۳	۰/۲۱	۱۵/۴۹	۰/۰۰
R=0	۳۰/۳۳	۰/۱۲	۳/۸۴	۰/۰۰

متغیر وابسته	متغیر تاثیرگذار	آماره کای اسکوئر	درجه آزادی	سطح احتمال	نتایج
نوسان درآمدهای صادراتی	نوسان نرخ تورم	۱/۹۴	۱	**۰/۰۷	رد فرض صفر **(وجود رابطه یک سویه)
نوسان درآمدهای صادراتی	همه متغیرها	۲/۳۸	۱	**۰/۰۴۹	رد فرض صفر**(تایید رابطه یک سویه با متغیرهای الگو
نوسان نرخ تورم	نوسان درآمدهای صادراتی	۱/۹۴	۱	**۰/۰۱۷	رد فرض صفر **(وجود رابطه یک سویه)
نوسان نرخ تورم	همه متغیرها	۲/۳۸	۱	**۰/۰۴۹	رد فرض صفر**(تایید رابطه یک سویه با متغیرهای الگو

منبع: یافته های پژوهش ***معنی داری در سطح ۱ ٪ ،**در سطح ۵ ٪ ،* در سطح ۱۰٪

یکی از مسائل مهم در برآورد الگوی تصحیح خطای برداری تعیین تعداد وقفه های مناسب در این الگوست تا تضمین کند که جملات خطای مربوط به الگو پایا هستند (۲۶). جدول (۷) شامل نتایج معیارهای تعیین طول وقفه می‌باشد. معیارهای حنان کویین کوئیک و شوارتز بیزین یک وقفه را برای الگو تعیین می‌کنند، اما معیارهای آکائیک، خطای پیش‌بینی نهایی و نسبت درستنمایی، سه وقفه را برای بررسی روابط و برازش الگو پیشنهاد می‌کند. از آنجا که حجم نمونه بزرگ‌تر از ۱۲۰ بوده، استفاده از معیار آکائیک مناسب‌تر است، برای آزمون یوهانسون- یوسیلیوس طول وقفه باید یکی کمتر از وقفه در مدل خودتوضیح برداری باشد. بنابر این آزمون یوهانسون- یوسیلیوس با طول وقفه دو برای بررسی روابط بلند مدت استفاده خواهد شد.

جدول۷- نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه

وقفه	معیار حنان کوییک	معیار شوارتز- بیزین	معیار آکائیک	معیار خطای نهایی پیش بینی	معیار نسبت درستنمایی
۰	۱۷/۴۶	۱۷/۵۲	۱۷/۴۲	۲۵/۲۱	NA
۱	*۱۲/۴۳	*۱۲/۸۲	۱۲/۱۷	۰/۱۳	۷۱۴/۵۸
۲	۱۲/۵۶	۱۳/۲۷	۱۲/۰۷	۰/۱۲	۵۶/۸۵
۳	۱۲/۷۵	۱۳/۷۹	*۱۲/۰۵	*۰/۱۲	*۴۶/۷۵

منبع: یافته‌های پژوهش *علامت تعداد وقفه بهینه می‌باشد.

با توجه به نتایج ایستایی متغیرها میتوان نتیجه گرفت که شک وجود رگرسیون کاذب قابل تأیید بوده و نیاز به بررسی رابطه هم‌جمعی بین متغیرها است. نتایج آزمون‌های هم‌جمعی پدرونی در جدول (۸) نشان داده شده است.

جدول۸ - نتایج آزمون هم‌جمعی پدرونی

آماره	با عرض از مبدا	با عرض از مبدا و روند	بدون عرض از مبدا و روند
	در بین ابعاد		
آماره v پانل	ns-۲/۴۵	ns-۴/۰۵	ns-۱/۷۴
آماره rho پانل	n.s۱/۲۶	n.s۲/۴۷	n.s۰/۶۱
آماره فیلیپس پرون پانل	**-۶/۲۴	**-۹/۸۳	**-۴/۴۷
آماره دیکی فولر تعمیم یافته پانل	**-۶/۶۱	**-۸/۸۲	**-۴/۳۸
	در میان ابعاد		
آماره فیلیپس پرون گروهی	ns۳/۵۳	ns۴/۳۴	ns۲/۸۵
آماره فیلیپس پرون گروهی	**۸/۹۱	**۱۲/۹۵	**-۶/۴۸
آماره دیکی فولر تعمیم یافته گروهی	**-۷/۸۹	**-۸/۷۷	**-۵/۵۱

منبع: یافته های پژوهش

** معنی داری در سطح ۵ ٪ و ns غیر معنی دار

با توجه به نتایج آزمون‌ها، اکثر آماره‌های آزمون فرض صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی را با قدرت رد می‌کند. بنابراین می‌توان گفت رابطه بلندمدت میان نوسان درآمدهای صادراتی با سایر متغیرهای مستقل وجود دارد.

با عنایت به ماهیت متغیرها و مشاهدات در مدل نوسان درآمدهای صادراتی بخش کشاورزی و نظر به اینکه آزمون یوهانسون- یوسیلیوس حالت‌های گوناگونی را جهت تعیین مرتبه همگرایی تعیین می‌کند، در جدول (۹) نتایج آزمون تعیین مرتبه همگرایی یوهانسون – یوسیلیوس گزارش شده است که بیانگر وجود یک رابطه بلندمدت می‌باشد.

جدول ۹- آزمون تعیین مرتبه همگرایی یوهانسون- یوسیلیوس متغیرهای مدل بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی کشاورزی با وقفه ۲

فرض صفر	آماره اثر	آماره مقدار ویژه	مقدار بحرانی	سطح احتمال
R=0	۱۴۷/۲۶	۰/۲۶	۶۹/۸۲	۰/۰۰
R=0	۷۷/۲۳	۰/۱۲	۴۷/۸۵	۰/۰۰

منبع: یافته های پژوهش

بر اساس جدول (۹)، ضریب هم‌جمعی متغیرهای نوسانات تولید ناخالص داخلی، تمرکز صادرات، نوسانات نرخ ارز حقیقی، نوسانات نرخ تورم در بخش کشاورزی مثبت و معنی‌دار می‌باشند. الگوی تصحیح خطای کوتاه مدت یک الگوی بازخور محسوب می‌شود و در آن متغیر وابسته نسبت به بی‌تعادلی دستگاه تعدیل می‌گردد. در حقیقت وجود این ساز و کار بازخور، رسیدن به رابطه تعادلی بلندمدت را تضمین می‌کند. در این الگو ضریب تعدیل بیانگر وجود رابطه کوتاه مدت بین متغیرها در راستای یک رابطه بلندمدت می‌باشد. با استفاده از نتایج حاصله در مورد تعداد بردارهای هم‌جمعی، می‌توان الگوی تصحیح خطای برداری را استخراج نمود.

جدول ۱۰- ضرایب برآورده شده الگوی تصحیح خطای برداری

	جمله تصحیح خطا	نوسان درآمدهای صادراتی	نوسان درآمدهای صادراتی	نوسان تولید ناخالص داخلی	نوسان تولید ناخالص داخلی	تمرکز صادرات	تمرکز صادرات	نوسان نرخ تورم	نوسان نرخ تورم
		D(LnR (-1))	D(LnR (-2))	D(LnGDP (-1))	D(LnGDP (-2))	D(LnEX (-1))	D(LnEX (-2))	D(LnI (-1))	D(LnI(-2))
D(LnR)	**-۰/۸۱	**۰/۰۷	n.s-۰/۰۳	**-۰/۴۱	n.s-۰/۰۲	**-۰/۴۷	**-۰/۲۴	**۰/۸۸	**۰/۱۵
ضریب تعیین					۰/۴۸				
آماره F					**۱۶/۴۱				

منبع: یافته‌های پژوهش ** معنی داری در سطح ۵ ٪

در جدول (۱۰) ضرایب الگوی تصحیح خطای برداری ارائه شده است. با توجه به نتایج حاصل شده به دلیل احتمال هم‌خطی در مقادیر با وقفه متغیرهای درون‌زا الزامی برای معنی‌دار شدن ضرایب وجود ندارد اما مقدار F باید معنی‌دار باشد، که در واقع چنین نیز است. برآوردهای این پژوهش نشان می‌دهد که ضریب جمله تصحیح خطا که بیانگر سرعت تعدیل است تقریبا ۰/۸۱ می‌باشد. بدین معنی که اگر شوکی به رابطه تعادلی وارد شود هر سال به اندازه ۰/۸۱ تصحیح می شود و برای این که اثر کل ناپدید شود تقریبا یک سال نیاز می‌باشد.

پس از آزمون ریشه واحد پنل و مشخص شدن اینکه متغیرهای مدل هم‌جمعی از درجه یک هستند و هم‌چنین، آزمون پنل همجعی که در قسمت قبل انجام شد و این نتیجه که یک رابطه بلندمدت هم‌جمعی میان متغیرهای مدل وجود دارد، می‌توان به تخمین ضرایب بلندمدت پرداخت. در این قسمت، رابطه بلندمدت هم‌جمعی میان متغیرها با در نظرگرفتن نوسانات درآمدهای صادرات بخش‌کشاورزی به عنوان متغیر وابسته و نوسانات تولید ناخالص داخلی، تمرکز صادرات، نوسانات نرخ ارز حقیقی و نوسانات نرخ تورم به عنوان متغیرهای مستقل به کمک روش حداقل مربعات اصلاح شده تخمین زده شده است که نتایج حاصل، در جدول (۱۱) ارائه شده است.

جدول۱۱- تخمین رابطه بلندمدت پنل هم‌جمعی به روش حداقل مربعات معمولی کاملا اصلاح شده

متغیر	ضرایب	آماره t
نوسانات تولید ناخالص داخلی	۰/۵۴	**۸/۳
تمرکز صادرات	۰/۷۸	**۵/۱
نوسانات نرخ ارز حقیقی	۰/۴۶	**۳/۴
نوسانات نرخ تورم	۰/۶۱	**۴/۲
عدد ثابت	۱/۰۲	
ضریب تعیین	۰/ ۷۸	

منبع: یافته های پژوهش ** معنی داری در سطح ۵ ٪

نتایج جدول (۱۱)، کشش نوسانات درآمدهای صادراتی بخش کشاورزی نسبت به هر متغیر را نشان می‌دهد و بیانگر این موضوع است که که یک درصد افزایش در نوسانات تولید ناخالص داخلی، ۰/۵۴ درصد نوسانات درآمدهای صادراتی در بخش کشاورزی را افزایش می‌دهد. هم‌چنین، یک درصد افزایش در تمرکز صادرات بخش کشاورزی منجر به افزایش ۰/۷۸ درصد در نوسانات درآمدهای صادراتی این بخش می‌شود. با افزایش یک درصد در نوسانات نرخ ارز حقیقی، نوسانات درآمدهای صادراتی ۰/۴۶ درصد افزایش می‌یابد. هم‌چنین، افزایش یک درصد نرخ تورم منجر به افزایش ۰/۶۱ درصد در نوسانات درآمدهای صادراتی در بخش کشاورزی می‌شود. گفتنی است که تمامی روابط ذکر شده در سطح پنج درصد معنی دار می‌باشد.

نتیجه گیری و پیشنهادها

در این پژوهش عوامل مؤثر بر نوسانات درآمدهای صادراتی در بخش کشاورزی با تأکید بر تنوع صادرات با استفاده از مجموعه داده های پانلی در ۲۰ کشور توسعه یافته طی دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۴ مورد بررسی قرار گرفته است. از شاخص هرفیندال برای تنوع صادرات، شاخص لاو برای نوسانات درآمدهای صادراتی و الگوی تصحیح خطای برداری پانلی و روش حداقل مربعات اصلاح شده جهت ارتباط بین متغیرها استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان داد که تنوع صادرات تاثیر مثبتی بر ثبات درآمدهای صادراتی بخش کشاورزی داشته است، به بیان دیگر، کشورهایی که دارای تنوع بیش‌تر در صادرات هستند، ثبات بیش‌تری را تجربه می‌کنند. بنابراین، عدم وابستگی درآمدهای صادراتی به یک یا چند محصول خاص و صادرات بیش‌تر (تقاضای خارجی بیش‌تر) منجر به ثبات بیش‌تر درآمدهای صادراتی بخش کشاورزی می‌شود. بنابراین هنگامی‌که اقتصاد کشورها با نوسان و بحران روبه‌رو می‌شود، تنوع صادرات با جذب نوسانات منجر به کاهش بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی ناشی از افزایش میزان مشارکت اقتصاد در تجارت جهانی می‌شود زیرا در اقتصادهایی که تمرکز صادراتی بالایی وجود دارد، نوسانات احتمالی مرتبط با مبادلات در بازارهای جهانی و نوسانات قیمت‌ها اثر خود رادر اقتصاد نمایان می‌سازد، به همین دلیل اگر اقتصادی بتواند ترکیب متنوعی از صادرات را تشویق کند، در این صورت بخش زیادی از نوسانات قیمت در مجموعه‌ای از کالاهای موجود در سبد صادراتی آن کشور، از راه مجموعه دیگری از کالاهای صادراتی جبران می‌شود. نتایج مشابهی در پژوهش‌های زارع مهرجردی و همکاران (۱)، لاو (۱۱)، فخرایی و احمدی (۱۷) و تگین (۲۶) در سطح کل اقتصاد و یا یک کشور بدست آمده است. بنابراین، توصیه می‌شود که کشورهای توسعه یافته با ایجاد و افزایش تنوع در این بخش از جمله توجه به امر بازاریابی، افزایش کیفیت و کمیت کالاهای صادراتی، افزایش تعداد طرف‌های تجاری و افزایش کارآمدی سیاست خارجی در افزایش ارتباط دو جانبه با سایر کشورها، افزایش سرمایه گذاری و جلوگیری از ایجاد توسان در بخش تولید، زمینه ثبات هرچه بیش‌تر درآمدهای صادراتی بخش کشاورزی را فراهم نمایند که این امر می‌تواند الگویی برای کشورهای توسعه یافته از جمله ایران نیز مورد عنایت قرار گیرد. رابطه مثبت بین نوسانات نرخ ارز حقیقی با نوسانات درآمدهای صادراتی بخش کشاورزی هم راستا با پژوهش‌های زارع مهرجردی و همکاران (۱)، فخرایی و احمدی (۱۷) می‌باشد. با توجه به این امر اتخاذ سیاست‌های مناسب ارزی جهت مهار نوسانات نرخ ارز حقیقی و حفظ تداوم این سیاست‌ها که عاملی جهت جذب صادرکنندگان جدید و ایجاد اطمینان در بازارهای خارجی می‌باشد، به عنوان توصیه‌ای برای کشورهای توسعه یافته است تا از این راه درآمدهای صادراتی بخش کشاورزی را به ثبات رسانده و جایگاه خود را در بازارهای بین المللی تداوم بخشند. با توجه به رابطه مثبت بین نوسانات نرخ تورم با نوسانات درآمدهای صادراتی بخش کشاورزی، با تقویت سیاست‌های پولی از جمله عملیات بازار باز، نرخ بهره و نیز سیاست های ارزی و مالی که منجر به کاهش نرخ تورم داخلی شود، از راه افزایش نرخ ارز واقعی قدرت رقابت صادرکنندگان را در بازارهای جهانی افزایش داده و به تبع آن انگیزه برای افزایش صادرات ایجاد می‌شود. این یافته با پژوهش ناظمی (۲۰) که در رابطه با درآمدهای صادرات غیر نفتی در کشور ایران انجام شده است، مطابقت دارد. همان‌گونه که از نظر تئوری انتظار می‌رفت، نتیجه این پژوهش نشان داد که کشورهایی که از ثبات بالاتری در تولید ناخالص داخلی برخوردار هستند، ثبات بیش‌تری را در درآمد صادراتی کشاورزی تجربه می‌کنند. این نتیجه در راستای تحقیقات زارع مهرجردی و همکاران (۱)، واسیم (۱۵)، بیلکوییست و مختار (۱۶) که در سطح کل اقتصاد و یا یک کشور انجام شده اند، می‌باشد. با توجه به اینکه ثبات نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز از شاخص‌های ثبات اقتصادی می‌باشد، بنابراین ایجاد ثبات در این متغیرها می‌تواند منجر به ثبات اقتصادی شده که این امر منجر به بهبود تراز پرداخت‌ها و جذب سرمایه گذاری و امکان هر چه بیش‌تر صادرات کشاورزی و کاهش نوسان در این بخش خواهد داشت.

حامی مالی

هزینه‌های مطالعه توسط نویسندگان مقاله تامین شد.

مشارکت نویسندگان

طراحی و ایده پردازی: الهام صادقی، رضا مقدسی، سیدصفدر حسینی، امیر محمدی نژاد، روش شناسی و تحلیل داده‌ها: الهام صادقی، رضا مقدسی، نظارت و نگارش نهایی: رضا مقدسی

تعارض منافع

بنابر اظهار نویسندگان مقاله فاقد هرگونه تعارض منافع بوده است.

References

1. Zare Mehrjerdi M, Azizi A, Korooni Z. Factors Affecting Pistachio Export Earnings Instability and its Effect on Agricultural Exports. International Journal of Agricultural Management and Development (IJAMAD). 2016; 6(3):281-289. [DOI: 10.22004/ag.econ.262571]
2. Coppock J.D. International Trade Instability. The Economic Journal. 1978; 8: 602-604.
3. Knudsen O, Parnes A. Trade Instability and Economic Development. Lexington Books. 1975. Lexington
4. Guillamont P, Guillamont J.S, Burunf J. How Instability Lowers African Growth. Journal of African Economies. 1997; 8: 87-107. [DOI: 10.1093/jae/8.1.87]
5. Myrdal G. Une Economie Internationale. 1958. Paris, PUF. [DOI: 10.2307/3498329]
6. Keynes J.M. The Policy of Government Storage of Foodstuffs and Raw Materials. Economic Journal. 1938. 48:449-460. [DOI: 10.2307/2225437]
7. Hirschman A.O. The Strategy of Economic Development. Yale University Press. 1958. New Haven. [DOI: 10.2307/1235188]
8. Friedman M. The Reduction of Fluctuations in the Incomes of Primary Producers: A Critical Comment, *Economic Journal*. 1954; 64: 698-703.
9. Massell B.F. Export Instability and Economic Structure. American Economic Review. 1970; 60: 618-630. [DOI: 10.1016/0304-3878(83)90030-5]
10. Naya S. Fluctuation in Export Earning and Economic pattern of Asian Countries. Economic Development and Cultural change. 1973; 21: 629-641. [DOI:10.1086/450666]
11. Love J. Export Instability in Less Develop Countries: Consequences and Causes. The Journal of Economic Studies. 1987; 14(2): 3-80.
12. El-Samhouri M. Flexible Exchange Rate and Export Instability: The Impact of the Post-1973 International Monetary System on the Developing Countries, The Journal of Developing Areas. 1994; 28: 503-520.
13. Tariq A, Najeeb Q. Export Earning Instability in Pakistan. The Pakistan Development Review. 1995; 34: 1181-1189.
14. Hejbar Kiani K, Nik Iqbal S. Study of Exchange Rate Disequilibrium Effect on Export Supply of Agricultural Products. Economic Research.2000; 35(1):39-53.
15. Wasim M.P. Export instability and concentration in the less developed countries. Journal of Developed Economics. 2003 ; 4:279-297
16. Bilquess F, Mukhtar T. Export instability, income terms of trade instability and growth: The case of India. Romanian Economic Journal. 2011; 39:25-44.
17. Fakhraei A, Ahmadi H. Study of factors affecting the fluctuations of Iran's non-oil export foreign exchange earnings. Quantitative Economics. 2018; 2:123-149. [DOI: 10.22055/jqe.2011.10603]
18. Sivarajah P. Instability in agricultural exports- determinants of instability of Sri lankan tea exports. International Journal of Advanced Research and Review. 2017. 2(6):34-43
19. Salari Bardseri M, Khalilian S, Mousavi H. Study of factors affecting the trade of agricultural products with emphasis on oil incomes. Agricultural Economics Research. 2017. 9(3):33-56. [DOI: 20.1001.1.20086407.1396.9.35.3.2]
20. Nazemi F. Investigating the effect of macroeconomic variables on non-oil exports. Industrial Management. 2009; 4(10):105-117. [DOI:10.30495.2021.21238.2011]
21. Johansen S, Juselius K. Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the (PPP) and the (UIP) for (UK). Journal of Econometrics. 1992; 53: 211-244.

[DOI:10.1016/0304-4076(92)90086-7]
22. Engle R.F, Granger C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. Econometrica. 1987; 55(2): 251-276. [DOI:10.2307/1913236]
23. Noferesti, M. Unified and collective roots in econometrics. Rasa Press. 1999. Tehran.
24. Pedroni P. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. Econometric Theory, 2004; 20: 597–625. [DOI:10.1017.0266466604203073]
25. Gujarati D.N. Basic econometrics. United States Military Academy.1995. New York.
26. TegeneA. Commodity Concentration and Export Earning Instability: Evidence from African Countries. The American Economist. 2000; 34: 61-73.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی